



## Tilburg University

### Een korte termijn model voor de prognose van huwelijkssluiting en huwelijksontbinding

Nelissen, J.H.M.; Vossen, A.P.J.G.

*Published in:*  
Sociale Wetenschappen

*Publication date:*  
1983

[Link to publication in Tilburg University Research Portal](#)

*Citation for published version (APA):*  
Nelissen, J. H. M., & Vossen, A. P. J. G. (1983). Een korte termijn model voor de prognose van huwelijkssluiting en huwelijksontbinding. *Sociale Wetenschappen*, 26(1), 29-52.

#### General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

#### Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

## EEN KORTE TERMIJN MODEL VOOR DE PROGNOSE VAN HUWELIJKS- SLUITING EN HUWELIJKSONTBINDING

J. Nelissen en A. Vossen (1)

### 1. Inleiding

De prognostiserende demograaf heeft slechts één zekerheid: zijn bevolkingsprognose zal nooit uitkomen. Dit weerhoudt hem er echter niet van, bij herhaling pogingen te ondernemen en daarbij zijn beperkte wetenschappelijke prestige in de waagschaal te stellen.

De constatering dat geautoriseerde (lees, CBS) prognoses op het gebied van geboorten, sterfgevallen, huwelijken, huwelijksontbindingen en migratiebewegingen ook voor de relatief korte termijn slechts een geringe trefzekerheid blijken te hebben, leidt vanzelf tot de vraag naar de achterliggende oorzaken (voor een gedetailleerde evaluatie, zie Keilman, 1981). De conventionele demografische prognostiek kent geen termijnspecifieke prognosemethoden: met een en hetzelfde vooruitberekenningsmodel worden voorspellingen voor zowel de korte termijn (1 tot 5 jaar), de middenlange termijn (5 tot 15 jaar) en de lange termijn (15 jaar en meer) gemaakt. In onze benadering vertrekken wij vanuit de eerder ontwikkelde stelling dat bevolkingsprognoses voor de korte termijn een andere methodiek vragen dan prognoses voor de langere termijn (zie Nelissen en Vossen, 1982). In relatie hiermee zullen we een antwoord trachten te geven op de vraag naar de oorzaak van de waar te nemen verstoring van het 'natuurlijke', omgekeerd evenredige verband tussen de lengte van de prognoseperiode en de trefzekerheid van de prognose.

In abstracte termen gesproken kunnen we een bevolkingsprognose beschouwen als de uitkomst van een aantal numerieke operaties die bestaan uit het invoeren van voorspelde waarden van parameters in een coherent stelsel van wiskundige vergelijkingen die een geformaliseerde beschrijving van het bevolkingssysteem geven. In de meer simpele omgangstaal spreken we in dit verband van hypothesen die ingevoerd worden in een bevolkingsmodel en daarmee tot een bevolkingsprognose leiden. Oorzaken van het falen van bevolkingsprognoses kunnen dus in beginsel liggen in ons onvermogen om de toekomst te doorschouwen of in de gebrekkige en invalide wijze waarop wij het (toekomstig) bevolkingssysteem in model brengen. In deze bijdrage zullen we ons met name op dit laatste punt concentreren en beproeven we onze resultaten op de demografische variabelen huwelijkssluiting en huwelijksontbinding.

Het onderhavige artikel is de derde publikatie in een reeks handelend over de thematiek van de korte termijn prognose, een thematiek die als centraal item figureert in het onderzoeksproject 'Splitsing van het rekenschema voor de bevolkingsprognose in een korte- en lange-termijn model'. Het onderzoek wordt uitgevoerd als een co-productie van het Nationaal Programma voor Demografisch Onderzoek en de Sociale Faculteit van de Katholieke Hogeschool Tilburg.



In een eerste artikel formuleerden de auteurs een aantal stellingen die als grondslag fungeerden voor de constructie van een specifiek korte termijn model (Nelissen en Vossen, 1982). Toegespitst op de vruchtbaarheid werd - mede op basis van een kwantitatieve analyse, uitgevoerd met behulp van een separatiemodel - als conclusie geformuleerd dat een prognosemodel voor de korte termijn transversaal van opzet dient te zijn en dat hierbij gepoogd moet worden om naar vermogen relevante niet-demografische variabelen in het model op te nemen. In een tweede artikel is vervolgens dit uitgangspunt tot een operationeel model uitgewerkt (Nelissen en Vossen, 1983). Hierbij wordt met behulp van lineaire regressie in eerste instantie gepoogd een verklaringsmodel op te stellen, waarin via twee trappen de ontwikkeling van de vruchtbaarheid in Nederland gedurende de laatste decennia, in verband wordt gebracht met zowel demografische als niet-demografische factoren. De prognose komt nu tot stand door in dat verklaringsmodel de voor de toekomst verwachte waarde van de onafhankelijke variabelen in te voeren. De aldus gevonden resultaten werden bevredigend geacht. In de volgende paragrafen zullen we herhaaldelijk aan beide artikelen refereren.

### 1.1. Nadere uitwerking van de probleemstelling

In deze paragraaf zullen we ons voornamelijk bezighouden met de vraag of de uitgangspunten waarop ons prognosemodel voor de vruchtbaarheid was gebaseerd, ook als vertrekpunt kunnen dienen voor een prognosemodel aangaande huwelijkssluiting en huwelijksontbinding. In concreto komt dit neer op het beantwoorden van de tweeledige vraag:

- dienen we het systeem van huwelijkssluiting en huwelijksontbinding weer te geven in hun **transversale** of **longitudinale** veranderingsdimensies ? (2).
- dienen we het betreffende systeem middels een **open** of een **gesloten** model weer te geven ?

Ter verduidelijking voegen we hieraan toe dat we van een open demografisch model spreken wanneer demografische en niet-demografische verschijnselen aan elkaar gekoppeld worden. In een gesloten of puur demografisch model worden relaties tussen demografische en niet-demografische variabelen genegeerd.

De wijze waarop we bovenstaande vragen beantwoorden zal afwijken van de opzet die we hiervoor bij de geboorteprognose hebben gehanteerd: de poging om via een separatiemodel de premisse die aan onze kernhypothese ten grondslag ligt empirisch te toetsen, zal achterwege gelaten worden. Er is geen reden om aan te nemen dat de bij de vruchtbaarheidsanalyse geconstateerde en aan de ideosyncratie van het separatiemodel toe te schrijven interpretatieproblemen, zich ingeval van huwelijkssluiting en -ontbinding niet zouden voordoen. We zullen op een wat minder gesophisticeerde, meer tentatieve wijze tot de beantwoording van de twee kernvragen trachten te geraken.



De beantwoording van de eerste vraag - kiezen we voor een transversale dan wel een longitudinale voorstelling - dient, zoals we eerder betoogd hebben, voort te vloeien uit een reflectie op de aard van de plaatsvindende veranderingen in het bestudeerde systeem. In een eerder ontwikkelde hypothese (Nelissen en Vossen, 1982), hebben we gesteld dat wanneer temporele veranderingen een voornamelijk **structureel** karakter dragen en zich als seculaire trends aan ons voordoen, wij de voorkeur geven aan een longitudinale beschrijving van demografische processen. Is er daarentegen sprake van een qua structuur min of meer stabiele situatie dan zullen waargenomen temporele veranderingen voor het merendeel toegeschreven kunnen worden aan **conjuncturele** effecten, die zich vaak manifesteren als moeilijk identificeerbare, aleatoire tijdreeksen. De situatie waarin de temporele veranderingen als volledig structureel of als volledig conjunctureel te beschouwen zijn is een fictie: beide veranderingscomponenten zullens steeds simultaan voorkomen. Hierbij zullen dan weer structurele dan weer conjuncturele veranderingseffecten domineren. De keuze tussen een transversale dan wel longitudinale voorstelling van processen rond huwelijkssluiting en -ontbinding dienen we aldus te baseren op assumpties betreffende de te verwachten dominantie van structurele of conjuncturele veranderingscomponenten op de korte termijn.

In eerste instantie echter dienen we het complex van huwelijkssluiting en huwelijksontbinding nader te decomponeren in de volgende, zelfstandige subprocessen: het sluiten van een eerste huwelijk, hertrouw van gescheidenen, hertrouw van verweduwden, huwelijksontbinding door verweduwing en huwelijksontbinding door echtscheiding. De huwelijksontbinding als gevolg van verweduwing en hertrouw van verweduwden zowel als van gescheidenen zullen we om praktische redenen buiten dit verslag laten. Het spreekt voor zich dat we de resterende, hierboven genoemde subprocessen steeds geslachtsspecifiek, dus voor mannen en vrouwen afzonderlijk, zullen behandelen. Als onderzoekspopulatie figureert de Nederlandse bevolking.

Onze visie op de aard van de veranderingen die voor de nabije toekomst ten aanzien van processen van huwelijkssluiting en -ontbinding te verwachten zijn, grijpen grotendeels terug op de interpretatie van waargenomen veranderingen in het recente verleden. Het ligt niet in de bedoeling op deze plaats een gedetailleerd beeld te schetsen van de historische ontwikkeling op deze terreinen. Dit onderwerp heeft elders ruimschoots aandacht gekregen (Frinking en Van Poppel, 1979; Frinking, 1982; Beex, 1981; Van den Akker, 1982). Bovendien zal in de navolgende paragrafen in de vorm van een korte inleiding de ontwikkeling van elk afzonderlijk subproces grafisch worden voorgesteld en van een beknopt commentaar worden voorzien.

Het complex van huwelijkssluiting en -ontbinding heeft de laatste decennia zeer duidelijke structurele veranderingen ondergaan die een neerslag zijn van sterk gewijzigde opvattingen, normen en waarden rond sexualiteit, huwelijk en gezin. De structuurwijzigingen manifesteren zich òf in de



vorm van nieuwe systeemelementen (ongehuwd-samenwonen, vruchtbaarheid van ongehuwd-samenwonenden, BOM-vrouwen, LAT-relaties, etc.) of in de vorm van breukpunten of omslagen in seculaire trends (daling van de huwelijksintensiteit van celibatairen, stijging van de gemiddelde leeftijd bij 't eerste huwelijk, afname van de hertrouwfrequentie, abrupte toename van de echtscheidingsfrequentie na 1971, etc.). We tekenen hierbij aan dat in bepaalde gevallen trendbreuken of omslagen in relatie te zien zijn met de opkomst van nieuwe systeemelementen. Hoewel het voor eenieder duidelijk zal zijn dat er in de afgelopen decennia sprake geweest is van niet-onaaanzienlijke conjuncturele veranderingseffecten (2e wereldoorlog), kunnen we aannemen dat in de betreffende periode structurele veranderingsfactoren dominant waren: zij overschaduwden als het ware de conjuncturele effecten. In de meest recente periode zien we echter een afname van het veranderingstempo optreden (zie de grafische voorstellingen bij de paragrafen 2 en 3). Hoewel dat in dit stadium niet met al te grote stelligheid kan worden geponeerd kan men hierin een tendens tot stabilisatie van de structurele veranderingscomponent herkennen. Hiermee wil echter niet gezegd zijn dat de variabelen die de structurele bepaaldheid van het bevolkingssysteem vorm geven hiermee hun verklaringskracht verliezen. Het lijkt niet onmogelijk dat we het einde naderen van een transitieproces in de nuptialiteitsontwikkeling. Op bovengenoemde gronden verwachten we dat tenminste voor de nabije toekomst de veranderingen in huwelijkssluiting en -ontbinding veel meer het stempel zullen dragen van incidentele balansverstoringen van tijdelijke aard, veroorzaakt door exogene stimuli zoals economische en politieke condities. Door de afnemende betekenis van traditie en sociale controle zijn de keuzemogelijkheden bij paarvorming zodanig verruimd (structurele verandering) dat rationaliteit en opportuniteit de belangrijkste grondslagen van het demografische gedrag worden en tot verhoogde conjunctuurgevoeligheid der demografische verschijnselen leiden. Het bovenstaande kernachtig samenvattend poneren wij, dat de structurele wijzigingen in de processen van huwelijkssluiting en huwelijksontbinding zoals die zich de laatste decennia hebben afgespeeld voor de nabije toekomst zullen leiden tot een dominante conjunctuurgevoeligheid.

Ryder heeft zich onlangs uitvoerig beziggehouden met de vraag of processen van huwelijkssluiting en -ontbinding transversaal dan wel longitudinaal weergegeven dienen te worden (Ryder, 1981). In zijn beschouwingen treffen we een aantal opmerkingen en conclusies aan die we als ondersteuning zien van onze hierboven weergegeven visie. Ten aanzien van de conjunctuurgevoeligheid van de huwelijkssluiting merkt hij op: 'Marriages are notoriously susceptible to the vicissitudes of economic and political conditions from year to year'. In het verlengde hiervan stelt hij dat: '...inquiry into the sources of short-term and discontinuous change obviously profits from recognition of the simultaneity of change across cohorts, and thus from period-oriented indices'. Ook het bi-sexuele karakter van het nuptialiteitsproces speelt in deze keuze een rol: 'The conclusion with



respect to the subject at hand is that the cohort construction offers no intrinsic analytical advantage; the analysis may best be conducted in term of the characteristics of the marketplace, period by period'.

Ook ten aanzien van echtscheiding is hij van mening dat er sprake is van een duidelijke conjunctuurgevoeligheid (... 'there will be substantial period-specific variations in divorce'). Bijgevolg zou ook volgens Ryder, in het geval waarin de korte termijn ontwikkelingen centraal staan, de voorkeur uit moeten gaan naar een transversale weergave van processen rond huwelijkssluiting en -ontbinding.

Op basis van alle hierboven genoemde gronden stellen we en we beantwoorden hiermee de eerste van de in de aanhef van paragraaf 1.1. gestelde vragen - dat we in het korte termijn prognosemodel waarmee we voorspellingen maken voor huwelijkssluiting en huwelijksontbinding, de betreffende demografische processen **transversaal** zullen voorstellen.

Rest ons op deze plaats de beantwoording van de tweede vraag, die ons doet kiezen tussen een open of gesloten model. De problematiek die hiermee aan de orde gesteld wordt hangt ten nauwste samen met het vraagstuk van een transversale of longitudinale optiek bij de voorstelling van de dynamiek in het bevolkingssysteem.

Onze keuze voor een transversaal model stoelde voornamelijk op de verwachting van een toenemende dominantie van conjuncturele veranderingseffecten die een duidelijke reactie zijn op niet-demografische stimuli. De conjunctuurgevoeligheid van de te bestuderen demografische variabelen heeft vaak tot gevolg dat de veranderingen zich in de vorm van grillige, onregelmatige tijdspatronen aan onze transversale waarneming voordoen (zie ook Frinking en Van Poppel, 1979). Dit nodigt heel nadrukkelijk uit om het klassieke paradigma van de analytische demografie te verlaten en om pogingen te ondernemen om in een verklarings- c.q. prognosemodel, relaties tussen demografische en niet-demografische variabelen te formuleren.

Besluiten we nu deze sub-paragraaf met de conclusie dat we ons op grond van bovengenoemde overwegingen voor de prognose van huwelijkssluiting en huwelijksontbinding zullen bedienen van een transversaal en open model.

## 1.2. Het onderzoeksmodel in hoofdlijnen

Het uiteindelijk te hanteren prognosemodel is qua structuur identiek aan het verklaringsmodel dat opgesteld wordt om relaties tussen de afhankelijke variabele en de onafhankelijke (demografische en niet-demografische) variabelen te formaliseren. Bij het gestalte geven van deze relaties laten we ons inspireren door verschillende informatiebronnen. Het zal blijken dat we hierbij zinvol kunnen teruggrijpen op ervaringen en resultaten die voortvloeien uit onze poging een korte termijn prognosemodel voor geboorten te ontwikkelen (Nelissen en Vossen, 1983).

Hierin is opgemerkt dat er als gevolg van het feit dat het te ontwikkelen



model uiteindelijk als prognose-instrument moet dienen, duidelijke restricties gelden bij de selectie van de toch al schaarse empirische en theoretische kennis. Zo heeft opname in het verklaringsmodel van variabelen die - hoe betekenisvol ze voor de verklaring zelf ook mogen zijn - op zich moeilijker te voorspellen zijn dan de afhankelijke variabelen, weinig zin. Voor verdere beschouwingen hieromtrent verwijzen we naar onze vorige publikatie (Nelissen en Vossen, 1983).

Het verband tussen de te verklaren en de verklarende variabelen zal geschat worden met behulp van lineaire regressie. Dat we lineaire regressie prefereren boven andere lineaire en niet-lineaire technieken hangt enerzijds samen met de kwaliteit van het ter beschikking staand statistische datamateriaal en anderzijds met de voordelen die lineaire modellen bieden bij de interpretatie van de verschillende vergelijkingen. De gehanteerde variabelen zijn in het algemeen getransformeerd naar procentuele mutaties. Dit leidt tot een vermindering van de multicollineariteit. Tevens biedt deze benaderingswijze het voordeel dat de geschatte coëfficiënten beschouwd kunnen worden als elasticiteit waardoor we direct een indruk krijgen welke invloed een verandering van 1% van de variabele  $X_1$  (de onafhankelijke variabele) heeft op de verandering van  $Y$  (de afhankelijke variabele). De in de paragrafen 3 en 4 te presenteren regressievergelijkingen worden van statistisch commentaar voorzien middels een viertal grootheden die tezamen staan voor de kwaliteit van de vergelijking. Tenslotte zij hier vermeld dat de coëfficiënten van de vergelijkingen worden geschat met behulp van de gewone (ongewogen) kleinste kwadrate methode (Ordinary Least Squares, of afgekort tot OLS).

We hebben ons tot doel gesteld een prognosemodel te ontwikkelen waarmee we voor de korte termijn betrouwbare uitspraken kunnen doen over te verwachten aantallen eerste huwelijken en aantallen echtscheidingen. Deze demografische evenementen kunnen we analytisch beschouwen als resultante van twee componenten: de omvang van de risicobevolking (uitgedrukt in persoonsjaren) en een parameter die de 'kans' aangeeft dat bepaalde evenement te ondergaan (de intensiteit). De voorspelling van het aantal evenementen berust aldus op de uitkomsten van de prognose van beide componenten afzonderlijk.

De relatie tussen evenementen, risicobevolking en intensiteit drukken we uit met behulp van het zg. Gini-model. Dit model, dat ook voor de geboorteprognose aangewend is, is als volgt in symbolen te beschrijven:

$E = I \times M$ , waarin

$E$  = aantal evenementen

$I$  = de intensiteit, uitdrukt als som van leeftijdsspecifieke cijfers

$M$  = de risicobevolking of massa, hier uitgedrukt als productsom van de leeftijdsverdeling en het lokalisatiepatroon.

Voor de verdere afleiding en een meer uitvoerig commentaar verwijzen we naar Nelissen en Vossen (1983). Op die plaats wordt ook uitgebreid



aandacht geschonken aan het rekenschema dat ten grondslag ligt aan de vooruitberekening van M en worden prognoseresultaten geëvalueerd. De vooruitberekening van de risicobevolkingen die in het geding zijn bij huwelijkssluiting en -ontbinding is op identieke wijze geschied. De trefzekerheid van de resultaten was hier vergelijkbaar met de resultaten die bereikt werden bij de geboorteprognose. Een verdere bespreking zal om die reden dan ook achterwege gelaten worden.

Concentreren we dus onze aandacht op verklaring en prognose van I: de voor de verandering in de leeftijdsstructuur gecorrigeerde intensiteitswaarden voor de huwelijkssluiting en echtscheiding. Deze intensiteitswaarden geven - onder de ceteris paribus clause - aan welk percentage mannen of vrouwen een eerste huwelijk zal sluiten, respectievelijk dit huwelijk door echtscheiding zal laten ontbinden. Er vindt in deze index geen specificatie naar burgerlijke staat plaats. Lijkt dit voor de vruchtbaarheid geen vitale kwestie (in de leeftijdsgroepen waarin de meeste kinderen geboren worden zijn de gehuwdenfracties immers zeer hoog), bij processen rond huwelijkssluiting en -ontbinding zou het verontachtzamen van de burgerlijke staatverdeling in eerste instantie aanleiding kunnen geven de validiteit van I ter discussie te stellen. Welnu, het gevaar van validiteitsverlies neemt inderdaad serieuze vormen aan wanneer we de betreffende processen in cohorten bestuderen. Stellen we de verandering in de nuptialiteit daarentegen transversaal voor en bezien we met name de ontwikkeling op korte termijn dan heeft een leeftijdsspecifieke voorstelling voordelen boven een leeftijds- en burgerlijke staatsspecifieke voorstelling.

Ryder heeft ons deze stelling onlangs vanuit het conceptueel kader van de translatie op uitvoerige en overtuigende wijze voorgehouden (Ryder, 1981). Het weergeven van zijn argumentatie zou te ver voeren; wij volstaan hier met enkele conclusies: 'The conclusion of this account is that the specification of marital status as well as age in the calculation of a rate on which to base a synthetic cohort nuptiality function is unjustified because the logic of the construction suffices to reveal the inadequacy of the maneuver', en vervolgens: 'accordingly it is recommended for the study of period nuptiality that the synthetic cohort construction be confined to the cohort level of specificity'.

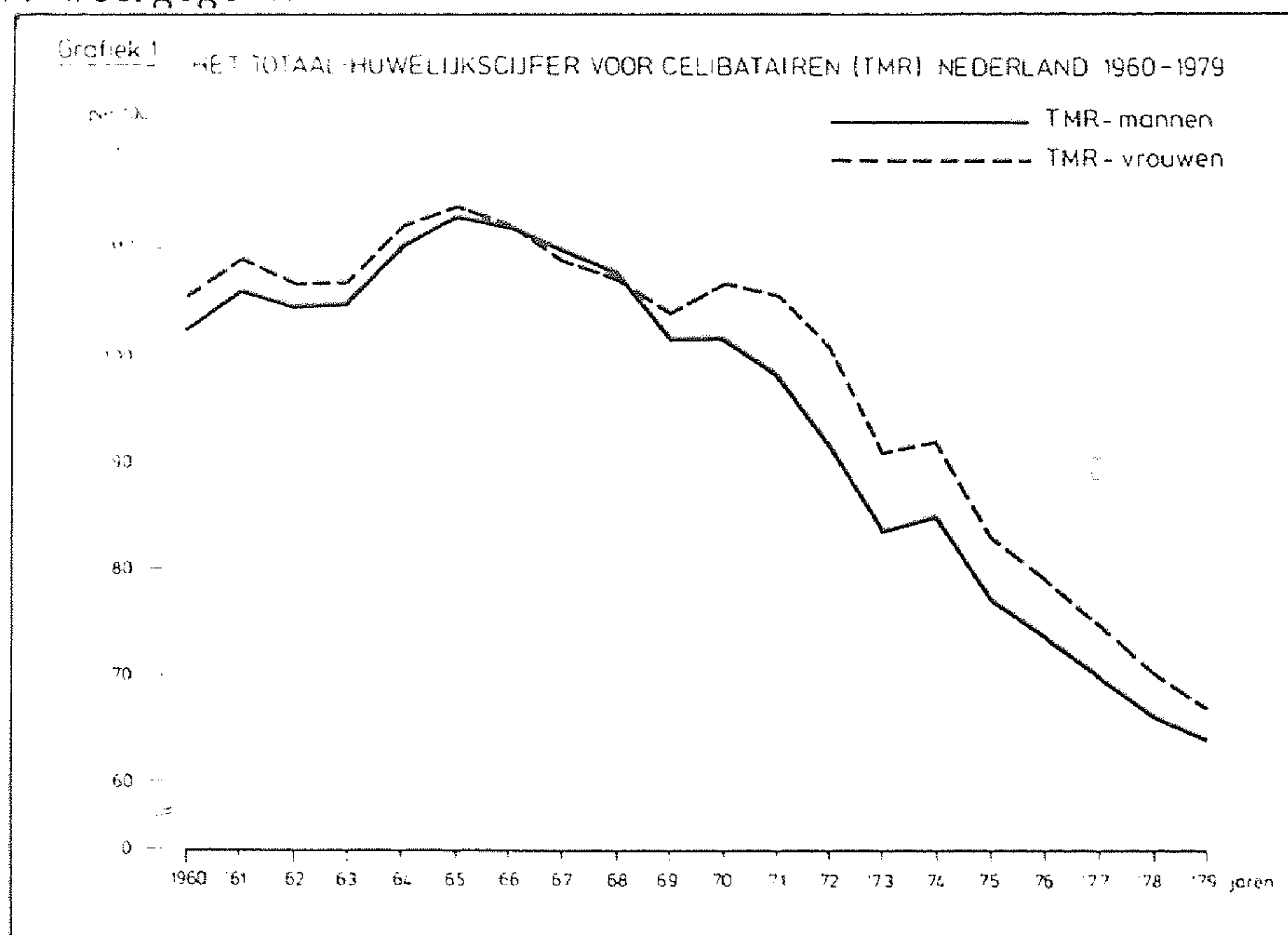
De indices waarmee we de intensiteit van huwelijkssluiting en huwelijksontbinding uitdrukken noemen we, analoog aan onze terminologie bij de vruchtbaarheid, totaal-cijfers. Zo spreken we in het vervolg over het totaal-huwelijkscijfer, het totaal-echtscheidingscijfer, etc.

In paragraaf 2 wordt het totaal-huwelijkscijfer van de voor 't eerst huwenden verklaard en in paragraaf 3 het totaal-echtscheidingscijfer. In paragraaf 4 volgt dan de prognose van de totaal-cijfers voor de beide onderdelen. Deze prognose omvat de periode 1980-1984. Dat geen gebruik gemaakt is van data van 1980 en (indien aanwezig) van 1981 vloeit voort uit het feit dat we deze jaren gereserveerd hebben om de trefzekerheid van onze prognoses empirisch te verifiëren.



## 2. Het totaal-huwelijkscijfer voor eerste maal huwendenden

In grafiek 1 is de ontwikkeling van het totaal-huwelijkscijfer voor eerste maal huwende mannen (TMRm) en vrouwen (TMRf) voor de periode 1960-1979 weergegeven.



Uit de grafiek blijkt dat de TMR sedert 1965 een sterke daling vertoont, die slechts in 1970 en 1974 tijdelijk onderbroken wordt. Globaal gesproken is de TMR tussen 1965 en 1979 met 40% gedaald. Hoewel het verloop van de TMRm en de TMRf grotendeels parallel is, is de verhouding tussen beide grootheden niet constant. Zien we tussen 1960 en 1966 een convergentie van beide grootheden, na 1968 zien we een sterk uiteenlopen. Met uitzondering van 1967 is de TMRf groter dan de TMRm. Als oorzaken voor het niet volledig parallel lopen van het totaal-huwelijkscijfer voor eerste maal huwende mannen en vrouwen zijn te noemen, een verschil in de ontwikkeling van de gemiddelde huwelijksleeftijd voor mannen en vrouwen, de mate waarin niet gehuwde mannen en vrouwen huwen met een gehuwd-geweest-zijnde vrouw resp. man, de sex-ratio, de invloed van de geslachtselectieve migratie en de ontwikkeling in de sterfteverschillen tussen man en vrouw.

### 2.1. Theoretische verklaringen voor de ontwikkelingen in de huwelijksluiting

Als uitgangspunt voor de verklaring van de ontwikkelingen in de frequentie van huwelijksluiting is gekozen voor het in de literatuur gebruikelijke analysekader waarin via een drietal dimensies de ontwikkeling der huwe-



lijkssluiting wordt uiteengelegd (zie bijvoorbeeld Dixon, 1971 en Roussel, 1971).

Op de eerste plaats onderscheiden we een formeel-demografische dimensie, aangeduid met de term '**availability**', verwijzend naar de structuur van de huwelijksmarkt. Centraal hierbij staat de vraag of er voldoende passende huwelijkspartners beschikbaar zijn. Elke onevenwichtigheid tussen het effectief mannen en vrouwen reduceert relatief de huwelijksmogelijkheden van het grootste effectief van de twee groepen. In de literatuur staat dit probleem ook wel bekend als de 'marriage squeeze' of spanning op de huwelijksmarkt. De tweede dimensie is sociaal-economisch van aard en wordt aangeduid met de term '**feasibility**' (letterlijk: haalbaarheid). Deze term staat voor het sociaal-economische klimaat waarmee de aspirant-huwenden geconfronteerd worden. Vragen omtrent de materiële mogelijkheden als: kan de partner, wanneer deze niet werkt, onderhouden worden; kan men over woonruimte beschikken, etc. spelen een rol. In de moderne westerse landen waar het nucleaire gezin als samenlevingstype domineert, zullen financiële implicaties een grotere rol spelen dan bijvoorbeeld in een samenleving waar in de 'extended family' het meest voorkomende type is. In de hedendaagse westerse cultuur wordt min of meer verwacht dat het nieuwe gezin financieel onafhankelijk is en een eigen woning (al of niet in eigendom) kan betrekken. Als derde en laatste dimensie spreekt men in de literatuur over '**desirability**': het beeld dat de maatschappij van het instituut 'huwelijk' heeft, en met name in welke mate het gehuwd zijn als gewenst of zelfs als een vereiste wordt gezien. De mate van desirability is o.a. af te lezen aan het al of niet bestaan van geïnstitutionaliseerde alternatieven voor het huwelijk en het hebben van kinderen buiten het huwelijk. Deze maatschappelijke druk op mannen en vooral vrouwen zal in de tijd en van land tot land verschillen. De dimensie desirability kan men weer in een drietal facetten uiteenleggen. Op de eerste plaats is er de sanctie op het niet-gehuwd zijn, en daarmee op (naar traditionele westerse normen althans) het kinderloos zijn. Op de tweede plaats worden sociale isolatie en stigmatisering onderscheiden. Daarnaast kan tenslotte nog een rol spelen het kwijtraken c.q. niet verkrijgen van economische steun en het verliezen van sociale mobiliteit. Dit laatste facet speelt in het bijzonder in de Derde Wereldlanden een belangrijke rol. In de nuptialiteitstheorie van de 'new home economics' - waarin het reproductieve handelen nagenoeg volledig wordt teruggebracht tot rationeel 'economisch' keuzegedrag - liggen bovengenoemde dimensies ten dele en meer impliciet besloten. De aanhangers van deze theorie gaan van een tweetal basisassumpties uit. Enerzijds zou elk persoon zijn of haar welzijn willen maximaliseren en anderzijds wordt verondersteld dat de huwelijksmarkt in zekere zin in evenwicht is. De keuze om al of niet te huwen wordt vervolgens in een model uitgewerkt (zie Becker, 1973 en Fulop, 1980). Het model impliceert dat het inkomen van de vrouw in verhouding tot dat van de man negatief en het inkomen van de man positief gecorreleerd is met het aantal huwende vrouwen.

Een andere conclusie uit het model is dat het percentage gehuwde vrou-



wen positief gerelateerd is aan het aantal mannen ten opzichte van het aantal vrouwen.

Bij de verklaring van het aandeel gehuwde vrouwen over 48 staten in de Verenigde Staten in 1960 vindt Santos een negatief verband tussen de fractie gehuwde vrouwen en de arbeidsmarktparticipatie van vrouwen, een positief verband tussen betreffende fractie en het aantal mannen ten opzichte van het aantal vrouwen, een positief verband tussen de fractie en de werkloosheid onder vrouwen en een negatief verband tussen de fractie gehuwde vrouwen en de werkloosheid onder mannen (Santos, 1975).

Het negatieve verband tussen de hoogte van het inkomen van vrouwen in verhouding tot dat van mannen en de fractie huwende vrouwen wordt ook bevestigd door de studie van Ermisch (1981).

## 2.2. De operationalisering

De in de vorige subparagraaf genoemde dimensies *availability*, *feasibility* en *desirability* zullen we bij de opstelling van ons model als uitgangspunt nemen. Bij de operationalisering van de eerste dimensie, de **availability**, stuiten we in eerste instantie op problemen bij de definiëring van de huwbare groepen. In de literatuur wordt in deze veelal als indicator genomen het aantal vrouwen van twintig tot en met vierentwintig jaar ten opzichte van het aantal mannen van vijftientwintig tot en met negenentwintig jaar. Het probleem is dat de betreffende leeftijdsgroepen de huwbare leeftijden niet volledig dekken. Dit geldt zeker bij de mannen. Immers de gemiddelde huwelijksleeftijd van mannen, die voor de eerste maal huwen ligt na 1967 in Nederland rond de vijftientwintig jaar. De gemiddelde huwelijksleeftijd is echter vrij constant, evenals de verdeling van huwelijken naar leeftijd. Dit gegeven, gecombineerd met het feit dat de leeftijdsstructuur door een zekere inertie gekenmerkt wordt, heeft ertoe geleid dat als operationalisering van de factor *availability* de gebruikelijke, hierboven aangegeven verhouding is aangehouden. De betreffende grootheid wordt aangeduid met VMP en wordt gebruikt bij de verklaring van TMR<sub>f</sub>. Voor de verklaring van de TMR<sub>m</sub> is de inverse hiervan genomen: het aantal vijftientwintig - tot en met negenentwintig-jarige mannen ten opzichte van twintig - tot en met vierentwintig-jarige vrouwen. Het symbool hiervan is MVP (=1/VMP).

Voor de dimensie **feasibility**, verwijzend naar de opportuniteit van huwelijksluiting op basis van economische of materiële perspectieven, komen tentatief als indicatoren o.a. in aanmerking: het bruto binnenlands product tegen marktprijzen in constante prijzen (met als symbool GDP), het totaal-vruchtbaarheidscijfer (TFR), de massa behorende bij de TFR (MTFR), de massa behorende bij de TMR (MTMR<sub>f</sub> resp. MTMR<sub>m</sub>) en de werkloosheid (UN). Opname van GDP ligt op het eerste oog voor de hand. Men dient wel in de beschouwing te betrekken dat dit een hooggeaggregeerd cijfer is. Om deze reden lijken de min of meer leeftijdsafhankelijke variabelen als TFR, MTFR en MTMR beter geschikt. Dit zal ook uit de schattingsresultaten blijken. De ratio achter opname voor de laatstge-



noemde variabelen (TFR, MTFR en MTMR) is in verband te zien met de strekking van de Easterlin-hypothese (zie Easterlin, 1968 en 1978).

Hierin worden de bevolkingsomvang en leeftijdsstructuur gezien als belangrijke determinanten van de relatieve economische status van individuen. De variabelen MTFR en MTMR kunnen we beschouwen als een indicatie voor de leeftijdsstructuur en daarmee als een determinant van de relatieve economische status (zie Nelissen en Vossen, 1983). Bij de Easterlin-hypothese wordt er ook van uitgegaan dat er een verband bestaat tussen de relatieve economische status en de vruchtbaarheidsintensiteit. Omdat de economische situatie waarschijnlijk eenzelfde invloed heeft op de huwelijks- als op de vruchtbaarheidsintensiteit is ook de variabele TFR als verklarende variabele opgenomen. Deze dient dan als representant van de onderliggende economische situatie. Als laatste variabele resteert nog UN, de werkloosheid. De werkloosheid is immers in het algemeen een goede indicatie voor de economische situatie. Ook hier zou men naar leeftijd en geslacht dienen te differentiëren. Het daartoe benodigde cijfermateriaal is echter niet volledig aanwezig. Om deze reden is daarom een macro-cijfer gehanteerd, nl. de werkloosheid in procenten van de afhankelijke beroepsbevolking.

Voor de factor **desirability**, de geïnstitutionaliseerde druk om een huwelijk in traditionele zin te sluiten, is opgenomen het aantal eerste kinderen geboren per duizend van de gemiddelde bevolking in dat jaar (aangeduid met EKP) en het indexcijfer (1950=100) voor het percentage van de beroepsbevolking in de civiele sector, dat werkzaam is in de landbouw. Dit indexcijfer, aangeduid met het symbool A is op te vatten als een indicator voor de mate van modernisering (zie Nelissen en Vossen, 1983). Verondersteld wordt dat er een negatief verband bestaat tussen EKP enerzijds, en vrijwillige kinderloosheid en daarmee ook met het niet-gehuwd zijn, anderzijds; er zou bijgevolg een positief verband tussen de huwelijksintensiteit en de frequentie van eerst-geboorten bestaan. Een probleem hierbij is dat de ontwikkeling van EKP niet los te zien is van de ontwikkeling in de onvrijwillige kinderloosheid die in de loop van de laatste jaren verminderd is. Het gevolg hiervan is dat EKP een onderschatting is.

De variabele A zien we als een moderniseringsvariabele. Deze dient de factoren weer te geven die de maatschappelijke kijk op het huwelijk doen veranderen. Te denken valt hierbij aan de participatie van vrouwen aan het arbeidsproces, de mate van urbanisatie, de deelname van vrouwen aan het hoger onderwijs, etc. Juister zou het zijn deze variabelen zelf op te nemen, doch dit blijkt niet mogelijk bij gebrek aan voldoende datamateriaal. Als totaalindicator is daarom voor de variabele A gekozen.

Een andere variabele die opgenomen zou kunnen worden is de gemiddelde leeftijd bij eerste huwelijkssluiting. Hiermee zouden vervroeging, afstel-, uitstel- en inhaalbewegingen in model gebracht kunnen worden. In de variabele 'gemiddelde leeftijd bij huwelijkssluiting' blijkt echter weinig variatie te zitten gedurende de beschouwde periode. De variabele was bij de schattingen dan ook niet significant.



### 2.3. De schattingsresultaten

Voor het totaal-huwelijkscijfer voor eerste maal huwende vrouwen (TMRf) krijgen we als beste schattingsresultaat voor de periode 1965 tot en met 1979:

$$\text{TMRf} = 0.55 - 0.48 \text{ VMP}_{-2} + 0.97 \text{ TFR}_{-2} + 1.00 \text{ EKP}_{-3} - 0.50 \text{ TMRf}_{-1} \quad (3)$$

(0.54)	(-2.95)	(4.22)	(4.56)	(-3.04)
	[0.21]	[0.31]	[0.29]	[0.19]

$$R = 0.89 \quad \text{det} = 0.23 \quad (4)$$

$$\hat{\rho} = -0.05 \quad \text{DW} = 1.77$$

Schattingsperiode 1965-1979

Weglaten van de niet significante constante term geeft:

$$\text{TMRf} = -0.43 \text{ VMP}_{-2} + 0.88 \text{ TFR}_{-2} + 0.98 \text{ EKP}_{-3} - 0.50 \text{ TMRf}_{-1}$$

(-3.28)	(6.46)	(4.68)	(-3.11)
---------	--------	--------	---------

$$R = 0.94$$

$$\hat{\rho} = -0.08$$

Schattingsperiode 1965-1979.

Aangezien we met procentuele mutaties schatten, geven de coëfficiënten de elasticiteit weer: stijgt de VMP met 1% dan zal, wanneer de overige variabelen niet wijzigen, de TMR over twee jaar met 0.43% dalen. Voor de overige variabelen kan men gelijksoortige opmerkingen maken.

Wanneer we de vergelijking nader beschouwen, zien we dat de drie theoretische dimensies allen vertegenwoordigd zijn. Voor de availability is VMP 2 jaar vertraagd opgenomen; het teken is hierbij negatief. Dit komt overeen met de theoretische bevindingen van de 'new home economics' (Becker, 1973) en met de resultaten van Santos (1975). Voor de feasibility is de TFR twee jaar vertraagd opgenomen. Deze variabele dient, zoals eerder opgemerkt is, de sociaal-economische factoren te weerspiegelen. De vertraging met twee jaar wijst erop dat economische factoren later (ongeveer twee jaar) doorwerken op het huwen dan op de vruchtbaarheid. Dit zou erop kunnen wijzen dat over een huwelijk meer rationeel wordt gedacht dan over het nemen van kinderen. In dit laatste geval zouden normen, waarden en sociale controle een belangrijkere rol kunnen spelen. Dit kan samenhangen met de motivatie c.q. maatschappelijke druk rond het krijgen van een (vooral het eerste) kind (zie Niphuis-Nell, 1981). Voor de desirability zien we dat variabele EKP drie jaar vertraagd opgenomen



is. Daarnaast is de te verklaren variabele zelf, en wel een jaar vertraagd, opgenomen. Dit wijst op het autocorrelatieve karakter van de te verklaren variabele TMRf (denken we aan vervroeging, inhaal, uitstel).

Voor het totaal-huwelijkscijfer voor mannen (TMRm) krijgen we als beste schattingsresultaat:

$$\begin{aligned} \text{TMRm} = & 2.47 - 0.57 \text{ MVP}_{-4} - 2.37 \text{ MTMRm}_{-2\frac{3}{4}} + 1.22 \text{ EKP}_{-2\frac{3}{4}} - 0.63 \text{ TMRm}_{-1} \quad (5) \\ & (1.66) \quad (-3.02) \quad (-5.09) \quad (5.38) \quad (-4.88) \\ & [0.21] \quad [0.33] \quad [0.28] \quad [0.17] \end{aligned}$$

$$R = 0.93 \quad \text{det} = 0.06$$

$$\hat{\rho} = -0.03 \quad \text{DW} = 2.01$$

Schattingsperiode 1966-1979

Weglaten van de niet meer significante constante term geeft:

$$\begin{aligned} \text{TMRm} = & -0.37 \text{ MVP}_{-4} - 1.65 \text{ MTMRm}_{-2\frac{3}{4}} + 1.14 \text{ EKP}_{-2\frac{3}{4}} - 0.64 \text{ TMRm}_{-1} \\ & (-2.36) \quad (-8.77) \quad (4.75) \quad (-4.56) \end{aligned}$$

$$R = 0.96$$

$$\hat{\rho} = -0.15$$

Schattingsperiode 1966-1979.

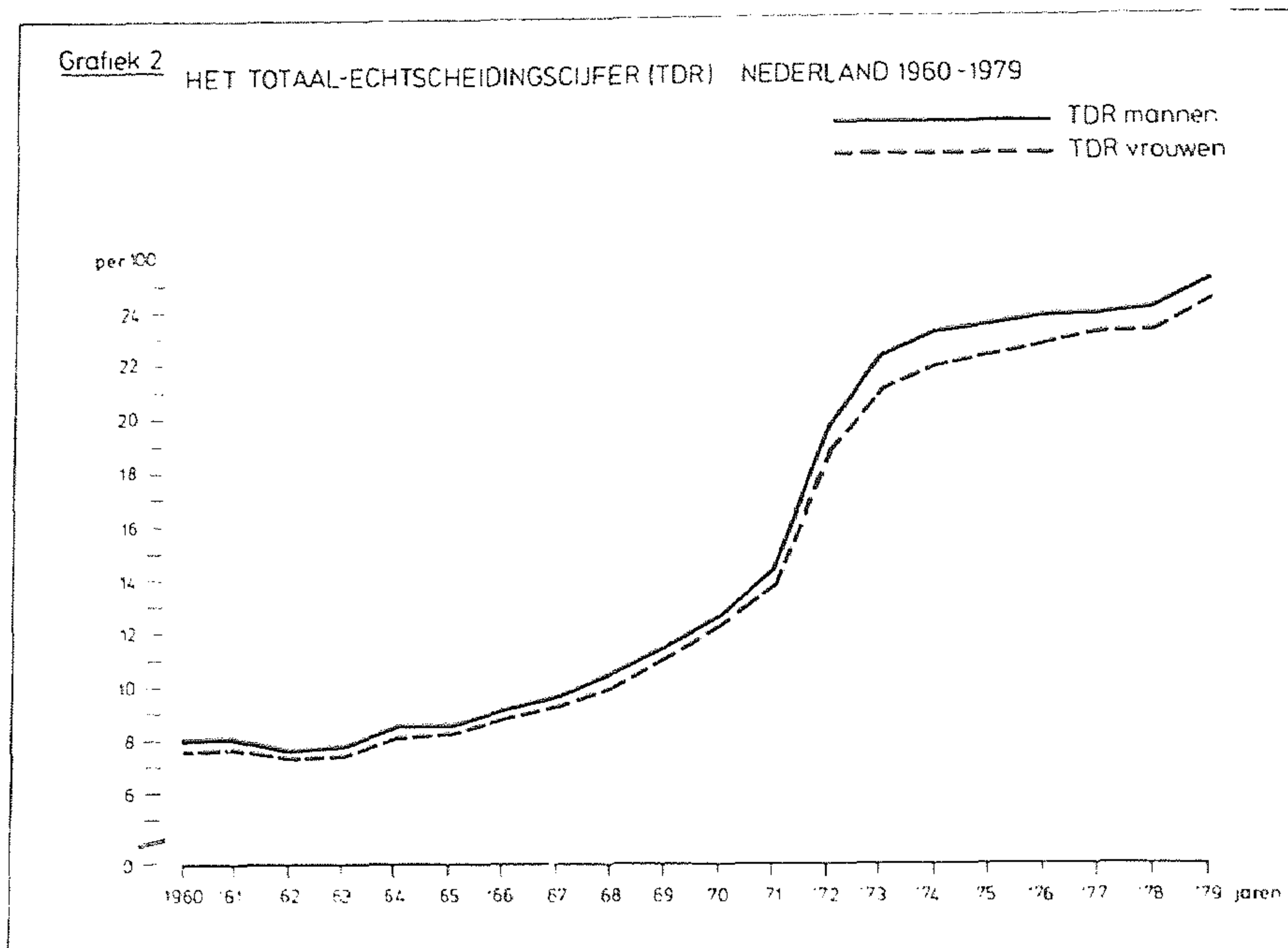
Ook hier is voor elk van de drie theoretische dimensies een variabele opgenomen. Wel is in plaats van de TFR bij de vrouwen hier MTMRm opgenomen. MVP is vier jaar in plaats van twee jaar vertraagd opgenomen. De structuur en de waarde der coëfficiënten komen voor beide vergelijkingen nauw overeen.

Het jaar 1965 is uit de schattingsperiode weggelaten. Dit jaar tast de structuur van de vergelijking ernstig aan. Wat de oorzaak hiervan is blijft vooralsnog onduidelijk. Als laatste kunnen we nog opmerken dat variabelen die ruw gedefinieerd waren, ruw in de betekenis van niet gedifferentieerd naar leeftijd en geslacht, niet significant bleken te zijn. Het betreft hier de variabelen UN en GDP.

### 3. De huwelijksontbinding ten gevolge van echtscheiding

Zoals in de inleidende paragraaf reeds is opgemerkt zullen we als maatstaf voor de frequentie van echtscheiding gebruik maken van de som van de leeftijdsspecifieke echtscheidingscijfers, oftewel het totaal-echtscheidingscijfer (aangeduid met TDR). De ontwikkeling van de TDR voor zowel mannen (TDRm) als vrouwen (TDRf) is voor Nederland weergegeven in grafiek 2.





Uit deze grafiek komt duidelijk naar voren dat sedert 1963 sprake is van een voortdurende stijging; vooral de periode 1967 tot en met 1973 laat een sterke toename van de echtscheidingsfrequentie zien. Hierbij dient opgemerkt te worden dat de sterke stijging in 1971 en 1972 sterk onder invloed staat van het feit dat op 1 oktober 1971 de wet tot herziening van het echtscheidingsrecht in werking is getreden. Volgens deze wet kan een echtscheiding door de rechter op één algemene grond worden uitgesproken, te weten duurzame ontwrichting van het huwelijk. Hiermee werden de wettelijke bepalingen verruimd ten opzichte van de situatie voor 1 oktober 1971. Er is in 1971 en 1972 dan ook duidelijk sprake van een inhaalproces.

Uit de grafiek komt ook naar voren dat de TDRm en de TDRf elkaar precies volgen, waarbij de numerieke waarde van de TDRf steeds iets lager is. Dit is een gevolg van de ongelijke sex-ratio.

### 3.1. Theoretische verklaringen van de ontwikkelingen in de TDR

Wanneer men in de literatuur zoekt naar een wetenschappelijke verklaring voor de sterke toename in de echtscheidingstendens stuit men in eerste instantie op een grote verscheidenheid aan factoren die hierbij in het geding zouden zijn. Bij nader inzien blijkt het merendeel van deze factoren in relatie te staan tot een sterk veranderende sociale en economische positie van de vrouw in onze moderne samenleving. Als gevolg van de voortgaande emancipatie is er zowel in materieel als immaterieel opzicht sprake van toenemende verzelfstandiging van de vrouw.

De economische emancipatie van de vrouw hangt samen met o.a. de



toenemende arbeidsparticipatie van vrouwen, de stijging van het inkomen van vrouwen en de verruiming van het sociale zekerheidsstelsel. Dit heeft tot gevolg dat vrouwen steeds meer de mogelijkheid krijgen om financieel onafhankelijk van de man te worden. Echtscheiding brengt zo minder economische risico's met zich mee in vergelijking tot vroeger (Fulop, 1980 en Makabe, 1980). De sociaal-culturele emancipatie leidt bovendien tot een vermindering van de sociale 'kosten' van echtscheiding voor vrouwen. Er is steeds minder sprake van stigmatisering van gescheiden vrouwen. Zo ziet Höhn de toename van het verschijnsel echtscheiding zelfs voornamelijk als een gevolg van een andere houding van de maatschappij ten opzichte van echtscheiding (Höhn, 1980).

De bovenomschreven processen spelen zich af op macro niveau. Uit studies op micro-niveau blijkt dat er duidelijk sprake is van een samenhang tussen de hoogte van het echtscheidingsrisico en bepaalde eigenschappen van het huwelijk en/of de huwelijkspartners. Uit verschillende onderzoeken is af te leiden dat er een negatief verband aanwezig is tussen het kindertal en de echtscheidingsfrequentie. Het blijkt dat kinderloze huwelijken relatief hoge echtscheidingscijfers kennen (zie bijv. Fulop, 1980 en Becker, Landes en Michael, 1977) (6). Interpretatie blijft echter moeilijk. Immers de ontevredenheid met het huwelijk kan zich zowel manifesteren in lage vruchtbaarheid als in hoge instabiliteit van het huwelijk. Zinvoller lijkt het daarom op zoek te gaan naar factoren die beide zaken beïnvloeden. Een eerste factor is de algemeen economische situatie. Uit onderzoek van Coombs en Zumeta is gebleken dat op individueel niveau de graad van tevredenheid van de vrouw met het inkomen van de man een goede voorspeller voor echtscheiding was. Ook bleek dat het echtscheidingscijfer steeg naarmate de echtgenoot lager scoorde op een schaal van sociaal-economische indicatoren dan de vader van de vrouw (Coombs en Zumeta, 1970). Een der conclusies uit een onderzoek van Mott en Moore was dat een inkomensdaling bij de echtgenoot samengaat met een verhoogde echtscheidingskans (Mott en Moore, 1977).

Een tweede factor die bepalend kan zijn voor de mate van instabiliteit van een huwelijk is de werkloosheid in het jaar van huwelijkssluiting. De richting van de werking is voorshands echter onduidelijk. Enerzijds kan men stellen dat het sluiten van een huwelijk in een economisch gezien ongunstig jaar onverstandig is. Het aantal gedwongen huwelijken zou in ongunstige jaren dus relatief groot kunnen zijn. De hoge werkloosheid zal aanschaf en uitbreiding van de uitzet en de inboedel bemoeilijken. Dit alles zou een verhoogde kans op echtscheiding kunnen geven. Anderzijds kan men echter stellen dat in zo'n jaar de meer welvarende personen oververtegenwoordigd zullen zijn bij de huwendes, hetgeen een verlaagde kans op echtscheiding met zich mee zou kunnen brengen.

Tot slot van dit beknopt overzicht kunnen we nog in het kort op de volgende onderzoeksresultaten wijzen.

Er zou een negatief verband zijn tussen toename van de gemiddelde huwelijksleeftijd en de mate van echtscheiding. Huber en Spitze zien dit



bij hun onderzoek alleen opgaan voor vrouwen (Huber en Spitze, 1980). Makabe wijst op de mobiliteit, zowel in geografische als sociale betekenis. Deze mobiliteit is een eis van de moderne samenleving en zou hogere echtscheidingscijfers tot gevolg hebben (Makabe, 1980). Ook zou er vanuit het aantal echtscheidingen zelf een versterkend effect optreden: hoe meer echtscheidingen hoe groter de hertrouwmarkt (Fulop, 1980). Discrepantie tussen de partners naar religie, opvoeding, ras etc. zou echtscheiding ook bevorderen (Huber en Spitze, 1980).

Tenslotte dient gewezen te worden op wetswijzigingen die uiteraard ook van grote invloed kunnen zijn op de mate van echtscheiding, evenals dat voor de mate van huwelijksluiting het geval is.

### 3.2. De operationalisering

De economische en sociaal-culturele emancipatie van de vrouw kan gezien worden in samenhang met de modernisering in het algemeen, reden om de variabele A (het indexcijfer voor het percentage van de beroepsbevolking in de civiele sector, dat werkzaam is in de landbouw) in onze verklaringspoging op te nemen. Dit indexcijfer achten we een indicatie te zijn voor het moderniseringsproces. De modernisering neemt toe naarmate A daalt. De coëfficiënt van A dient dus negatief te zijn. Er doet zich hier echter een probleem voor. Immers, met haast evenveel recht kan men stellen dat modernisering minder snel leidt tot huwen in het algemeen, en het gedwongen huwen in het bijzonder, hetgeen zou pleiten voor een positief teken. Een andere bruikbare variabele in deze context lijkt EKP, het aantal eerste kinderen geboren per duizend van de gemiddelde bevolking in dat jaar. EKP is te beschouwen als een indicatie voor de sociale druk om te huwen en om kinderen te krijgen. Naarmate EKP hoger is zal de sociale dwang groter zijn, met als gevolg vele instabiele huwelijken. Dit betekent een grotere echtscheidingskans. We gaan dan ook uit van een positief verband tussen TDR (de echtscheidingsintensiteit) en EKP, waarbij een vertraging van enige jaren zal optreden. Omgekeerd zullen er, wanneer EKP daalt, minder huwelijken gesloten worden, zodat er ook minder gescheiden kan worden. Ook gedwongen huwelijken (met verhoogde echtscheidingskans) zullen minder voorkomen.

De economische factoren die de TDR beïnvloeden laten we tot uiting komen via de variabelen massa, behorende bij de TFR (MTFR) en de werkloosheid uitgedrukt in procenten van de afhankelijke beroepsbevolking (UN). De variabele MTFR dient net zoals in de vorige paragraaf de onderliggende economische situatie weer te geven. Tevens willen we met behulp van de MTFR de uitgangssituatie bij het huwelijk meenemen, en wel via een vertraging van enkele jaren. Omdat we hier met periodecijfers werken is het niet mogelijk om de economische situatie in het huwelijksjaar in de beschouwing te betrekken, in ieder geval niet direct. Indirect is dit wel mogelijk. Immers, als de theorie over instabiele huwelijken in economisch gezien slechte jaren opgaat, zal dat enige jaren later zijn weerslag dienen te geven op de echtscheidingscijfers. Aangezien de MTFR



een redelijke indicatie lijkt voor de economische situatie, zou deze variabele, enige jaren vertraagd, een positieve invloed op de TDR dienen te hebben.

De variabele UN is een indicatie voor de economische conjunctuur. Ze wordt dan ook opgenomen als een indicatie voor de algemeen economische situatie. Welk teken deze variabele dient te hebben is niet direct duidelijk. Enerzijds zullen instabiele huwelijken eerder uiteenvallen bij een hogere werkloosheid, anderzijds zijn bij een hogere werkloosheid de verzelfstandigingskansen, zeker van vrouwen, geringer.

Met het zichzelf versterkend effect van de TDR zullen we rekening houden middels opname van TDR één jaar vertraagd. Het teken van de coëfficiënt dient dan positief te zijn. De huwelijksfrequentie wordt opgenomen middels het totaal-huwelijkscijfer (TMR).

Zoals in de inleiding van deze paragraaf is vermeld, is er in 1971 een wetswijziging geweest. We zagen in 1971 en 1972 dan ook een inhaalproces. Om deze reden is er voor deze jaren een dummievariabele geconstrueerd. Deze dummievariabele, aangeduid met het symbool Du7172 heeft de waarde 0.25 in 1971 en 1.00 in 1972. Als laatste is nog opgenomen de variabele LFTHUW, de gemiddelde leeftijd bij het eerste huwelijk.

### 3.3. De schattingsresultaten

Voor de vrouwen krijgen we als beste vergelijking voor het totaal-echtscheidingscijfer (TDRf):

$$\begin{aligned}
 \text{TDRf} = & 11.50 + 26.71 \text{ Du7172} + 0.22 \text{ TDRf}_{-1} + 1.59 \text{ A} \\
 & (4.85) \quad (11.22) \quad (4.22) \quad (2.94) \\
 & \quad [0.37] \quad [0.11] \quad [0.15] \\
 & + 0.97 \text{ EKP}_{-3} - 4.50 \text{ UN} + 0.24 \text{ TMRf}_{-2} \\
 & (5.02) \quad (-3.55) \quad (1.90) \\
 & [0.18] \quad [0.14] \quad [0.06]
 \end{aligned}$$

$$R = 0.986 \quad \det = 0.15$$

$$\hat{\rho} = -0.46 \quad DW = 2.89$$

Schattingsperiode 1963-1979.

We zien dat het teken voor A en EKP positief is. Blijkbaar worden naarmate de modernisering voortschrijdt minder instabiele huwelijken gesloten, zodat dit de echtscheiding zal beperken. De economische situatie komt tot uitdrukking in de variabele UN. Het teken is negatief. Dit wijst erop dat de verzelfstandigsmogelijkheden bij echtscheiding een



grote rol spelen. Het idee dat echtscheiding een zichzelf versterkend verschijnsel is (voorbeeldwerking) wordt bevestigd door de opname van de TDR één jaar vertraagd met positieve coëfficiënt. De invloed van de huwelijksintensiteit komt in TMRf<sub>-2</sub> tot uitdrukking. De variabelen MTFR en LFTHUW bleken niet significant.

Om een duidelijker beeld te krijgen van de verklarende waarde van deze vergelijking en van de relatieve betekenis der variabelen (te meten via het relatieve variantie-aandeel) hebben we de vergelijking ook geschat voor de betreffende periode met weglating van de jaren 1971 en 1972. Het resultaat wordt dan:

$$\begin{aligned} \text{TDRf} = & 11.13 + 0.23 \text{TDRf}_{-1} + 1.50 \text{A} + 0.95 \text{EKP}_{-3} - 4.40 \text{UN} + 0.22 \text{TMRf}_{-2} \\ & (4.60) \quad (4.28) \quad (2.70) \quad (4.92) \quad (-3.43) \quad (1.65) \\ & [0.19] \quad [0.22] \quad [0.29] \quad [0.21] \quad [0.08] \\ R = & 0.93 \quad \text{det} = 0.24 \\ & \text{Schattingsperiode 1963-1970 en 1973-1979} \end{aligned}$$

We zien dat de coëfficiënten nauwelijks veranderen. Dit duidt erop dat de keuze van de invulling van de dummievariabele vrij goed is. Wel blijkt de variabele TMR<sub>f-2</sub> minder significant te zijn geworden. Ook blijkt dat de structuur van de vergelijking niet verandert ten gevolge van de wijziging van de echtscheidingswet in 1971. Wel is er sprake van een effect op korte termijn (inhaal) en van een effect op lange termijn (structureel effect), tot uitdrukking komend in een niveauverhoging. Dit komt overeen met de bevindingen van Frinking (1981).

Voor het totaal-echtscheidingscijfer voor mannen krijgen we:

$$\begin{aligned} \text{TDRm} = & 9.98 + 28.05 \text{Du7172} + 0.26 \text{TDRm}_{-1} + 1.36 \text{A} + 0.99 \text{EKP}_{-3} - 4.58 \text{UN} \\ & (3.67) \quad (9.69) \quad (3.99) \quad (2.10) \quad (3.99) \quad (-2.85) \\ & [0.40] \quad [0.14] \quad [0.13] \quad [0.19] \quad [0.14] \\ R = & 0.976 \quad \text{det} = 0.21 \\ \hat{\rho} = & -0.47 \quad \text{DW} = 2.90 \\ & \text{Schattingsperiode 1963-1979.} \end{aligned}$$

De variabele TMRm blijkt niet significant. De specificatie is vrijwel gelijk aan die van de vrouwen. De vertragingen zijn identiek en de coëfficiënten vrijwel gelijk.

Laten we de jaren 1971 en 1972 weg dan krijgen we de volgende vergelijking:



$$\begin{array}{ccccccc} \text{TDRm} = & 9.97 & + & 0.26 & \text{TDRm}_{-1} & + & 1.36 & A & + & 0.99 & \text{EKP}_{-3} & - & 4.58 & \text{UN} \\ & (3.49) & & (3.80) & & & (1.99) & & (3.80) & & & & (-2.71) \\ & & & [0.24] & & & [0.21] & & [0.32] & & & & [0.23] \end{array}$$

$$R = 0.89 \quad \det = 0.31$$

Schattingsperiode 1963-1970 en 1973-1979.

We zien dat de grootte van de coëfficiënten van de verschillende variabelen exact dezelfde is als in de vergelijking waarin Du7172 is opgenomen. Dit geeft aan dat de verdeling van de inhaal over de jaren 1971 en 1972 volgens de ratio 0.25:1.00 een zeer goede benadering is, zeker voor de mannen.

#### 4. Voorspellingen voor de periode 1980-1984

In deze paragraaf zullen we met behulp van de in paragrafen 2 en 3 geconstrueerde vergelijkingen de intensiteit van eerste-huwelijkssluiting en echtscheiding voor de periode 1980 tot en met 1984 voorspellen.

De exogene variabelen (met tussen haakjes het aantal jaren dat ze voorspeld dienen te worden) zijn: EKP (3), VMP (3), MVP (1), MTMRm (3), A (5) en UN (5).

De variabele EKP, het aantal eerste kinderen geboren per duizend van de gemiddelde bevolking in betreffend jaar, hangt nauw samen met de gezinsuitbreidingskans voor kinderloze gezinnen ( $a_0$ ). Deze laatste variabele is voorspeld in Nelissen en Vossen (1983). Naar aanleiding van de daar gevonden resultaten voor  $a_0$  zullen we uitgaan van de volgende procentuele mutaties voor EKP (tussen haakjes staat de absolute waarde) in 1980 een stijging van 1.85% (5.6); in 1981 een stijging van 1.82% (5.7) en in 1982 blijft de EKP constant (5.7) zodat de procentuele mutatie 0 is. De variabele VMP, het aantal vrouwen van 20 tot en met 24 jaar ten opzichte van het aantal mannen van 25 tot en met 29 jaar is als volgt vooruitberekend. Voor 1980 nemen we het aantal 19-23 jarige vrouwen in 1979 ten opzichte van het aantal 24-28 jarige mannen in dat jaar. Dit houdt in een stijging van 1.13%. Voor 1981 krijgen we de 18-22 jarige vrouwen in 1979 ten opzichte van de 23-27 jarige mannen in 1979 en dit geeft een stijging van 0.58%. Voor 1982 krijgen we als voorspelling voor de VMP de 17-21 jarige vrouwen in 1979 in verhouding tot de 22-26 jarige mannen in betreffende jaar. Dit houdt een stijging van 0.51% in.

Analoog nemen we als voorspelling voor de variabele MVP voor het jaar 1980 de verhouding tussen het aantal mannen van 24-28 jaar in 1979 en het aantal vrouwen van 19-23 jaar in 1979. Dit betekent een daling van 1.15%. De variabele MTMRm wordt op de in paragraaf 2 van Nelissen en Vossen (1983) beschreven wijze vooruitberekend. Voor MTMRm betekent dat voor de jaren 1980 tot en met 1982 een daling van achtereenvolgens 0.61, 0.69



en 0.76%. Voor de variabele A hebben we in Nelissen en Vossen (1983) verondersteld een daling van 1.5% in 1980, een daling van 2.8% in 1981 en voor de jaren 1982 tot en met 1985 een daling steeds 2.0%.

UN, de werkloosheid uitgedrukt in procenten van de afhankelijke beroepsbevolking steeg in 1980 met 0.7 en in 1981 met 3.0 procentpunten. De verwachting voor 1982 is een stijging van 2.9 procentpunten (CPB, 1982). Voor de jaren 1983 en 1984 hebben we een stijging van resp. 2.0 en 1.0 procentpunt(en) aangenomen.

Nu de waarden van de exogene variabelen gedurende de periode 1980-1984 bekend zijn, kunnen we de verschillende vergelijkingen voor de betreffende periode doorrekenen. De resulterende procentuele mutaties zijn vermeld in tabel 1.

**Tabel 1**

De voorspelde procentuele mutaties in de TMR en de TDR voor de periode 1980 tot en met 1984

Jaar	TMRf	TMRm	TDRf	TDRm
1980	-4.01	-0.04	+7.23	+7.71
1981	+1.82	+3.32	-3.90	-3.78
1982	-3.14	+1.29	-6.41	-7.01
1983	+4.34	+3.09	-0.03	-1.95
1984	+0.05	+1.16	+4.74	+3.94

Met behulp van deze procentuele mutaties en de grootte van de verschillende intensiteiten in 1979 kunnen we de absolute waarde van deze intensiteiten berekenen. Deze zijn weergegeven in tabel 2.

**Tabel 2**

De voorspelde absolute waarde van TMR en TDR voor de jaren 1980 tot en met 1984

Jaar	TMRf	TMRm	TDRf	TDRm
1980	64.47	64.14	26.00	27.05
1981	65.64	66.27	24.99	26.03
1982	63.58	67.13	23.39	24.20
1983	66.34	69.20	23.38	23.73
1984	66.37	70.00	24.49	24.67



De ontwikkeling van de huwelijksfrequenties voor de afzonderlijke geslachten verloopt licht divergent. In beide gevallen is sprake van een uiteindelijke toename in de huwelijksintensiteit. Het meest opvallend aan deze resultaten is het feit dat het totaal-huwelijkscijfer voor huwende mannen, dat van huwende vrouwen zou gaan overtreffen. Op de mogelijke oorzaken van deze omslag is reeds in paragraaf 2 gewezen.

De echtscheidingsfrequenties neigen tot enige daling. Het tempo waarin deze daling plaats vindt is in het licht van de ontwikkelingen in het verleden echter nauwelijks spectaculair te noemen.

## 5. Slotbeschouwing

Wij hebben ons in het voorafgaande beziggehouden met een onderwerp uit de demografische prognosemethodologie. Er is gezocht naar wegen om voor de korte termijn tot meer trefzekere prognoses te komen. Het accent lag hierbij meer op methodische vraagstukken dan op kwalitatief-inhoudelijke aspecten van de toekomstige demografische ontwikkelingen. Reflecties op de relatie prognosetermijn-prognosemodel leidden tot de conclusie dat korte termijn prognoses transversaal van opzet dienen te zijn en dat gepoogd moet worden inzichten in de verbanden tussen demografische en niet-demografische variabelen expliciet in de prognosemethodiek op te nemen, zie Nelissen en Vossen (1982).

Komt in de meer conventionele prognosemethodologie de kennistheoretische relatie tot verklaren en voorspellen slechts marginaal en impliciet tot uitdrukking in het extrapoleren van puur demografische tijdreeksen uit het verleden, in onze benadering hebben wij getracht het kennistheoretische principe van de structuuridentiteit van verklaren en voorspellen op expliciete en geformaliseerde wijze tot uitdrukking te brengen. Voorop stond hierbij steeds dat het verklaren in functie moest staan van het voorspellen. Dit gegeven was bepalend voor de selectie uit bestaande theorieën en anderssoortige onderzoeksresultaten op het gebied van huwelijkssluiting en huwelijksontbinding. De indicering van de theoretische concepten in modelvariabelen en de hierop volgende operationalisering verloopt niet zonder problemen. De wijze waarop deze problemen in deze studie zijn opgelost dient dan ook als voorlopig te worden beschouwd. De statistische methode, gekozen om het verklaringsmodel te formaliseren, stelt nogal hoge eisen aan kwantiteit en kwaliteit van in te voeren statistisch datamateriaal.

In het licht van deze problemen zijn de uitgevoerde prognoses als exercitjes te beschouwen. Wij zijn er echter van overtuigd dat de resultaten van dit onderzoek de belofte inhouden dat nadere studie op bepaalde onderdelen, uiteindelijk zal leiden tot een niet onaanzienlijke verbetering van de trefzekerheid van bevolkingsprognoses op de korte termijn.

## NOTEN

- (1) De auteurs zijn als wetenschappelijk medewerker verbonden aan de vakgroep 'Demografie en Prognosetechnieken' van de Subfaculteit



Sociaal-Culturele Wetenschappen KHT. Ze zijn dank verschuldigd aan hun collega's Van den Akker, Frinking en Vermunt voor hun kritische en stimulerende opmerkingen bij een eerdere versie van de tekst.

- (2) De begrippen transversaal en longitudinaal hebben betrekking op de wijze waarop de demografische processen in beeld gebracht worden. We spreken in dit verband van een transversale of periode analyse wanneer we de veranderingen van periode tot periode bestuderen. Een transversale analyse is als het ware een momentopname. Bij een longitudinale of cohorte analyse bestuderen we de veranderingsprocessen door het gedrag van cohorten of generaties te vergelijken.
- (3) Tussen ronde haakjes staat de t-waarde vermeld en tussen vierkante haken het relatieve variantie-aandeel.  $R$  is de multiple correlatie-coëfficiënt,  $\hat{\rho}$  de geschatte autocorrelatie-coëfficiënt en DW is de Durbin-Watson-waarde. De indices bij de variabelen geven de vertraging in jaren weer. Opgemerkt dient te worden dat bij opname van vertraagde endogene variabelen de DW-toets geen asymptotisch zuivere maatstaf voor autocorrelatie is (zie Johnston, 1972).
- (4) Is er geen constante term opgenomen dan is  $R$  gedefinieerd als  $\frac{\|\hat{Y}\|_2}{\|Y\|_2}$ . Is de constante term wel opgenomen dan geldt  $R = \frac{\|\hat{Y} - \bar{Y}\|_2}{\|Y - \bar{Y}\|_2}$ .
- (5)  $X_{-j/4}$  is gedefinieerd als  $(4-j) \times 0.25 \times X_{+j} \times 0.25 \times X_{-1}$ ,  $j = 1, 2$  of  $3$ .
- (6) Het voor Nederland beschikbare statistische materiaal laat het niet toe deze bevindingen te toetsen. Uit de Nederlandse cijfers met betrekking tot het aantal bij echtscheiding betrokken minderjarige kinderen blijkt dat het aantal kinderloze huwelijken een steeds groter aandeel gaat innemen binnen het totaal aantal door echtscheiding ontbonden huwelijken. Deze constatering wettigt echter niet de conclusie dat de echtscheidingsintensiteit van kinderloze huwelijken hoger zou zijn dan die van huwelijken waaruit wel kinderen geboren zijn.

## LITERATUUR

- Akker, P.A.M. van den,  
**Huwelijk in de verzorgingsstaat**, IVA, Tilburg, 1982.
- Becker, G.S.,  
 A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 1973, 81, p. 813-846.
- Becker, G.S., E.M. Landes, R.T. Michael,  
 An economic Analysis of Marital Instability. *Journal of Political Economy*, 1977, 85, p. 1141-1187.

- Beex, B.,  
**Niet-eerste huwelijkssluiting in Nederland: verleden, heden en toekomst**, NPDO-onderzoeksrapport no. 11, NPDO, Voorburg, 1981.
- Centraal Planbureau,  
**Centraal Economisch Plan 1982**. Staatsuitgeverij, 's-Gravenhage, 1982.
- Coombs, L.C., Z. Zumeta,  
 Correlates of Marital Dissolution in a Prospective Fertility Study: a Research Note. **Social Problems**, 1970, 18, p. 92-102.
- Dixon, R.B.,  
 Explaining Cross-Cultural Variations in Age at Marriage and Proportion Never Marrying. **Population Studies**, 1971, 25 (2), p. 215-233.
- Easterlin, R.A. (1968),  
**Population, Labor Force and Long Swings in Economic Growth**. National Bureau of Economic Research, New York, 1968.
- Easterlin, R.A. (1978),  
 What will 1984 be like ? Socioeconomic Implications of Recent Twists in Age Structure. **Demography**, 1978, 15 (4), p. 397-432.
- Ermisch, J.,  
 The Relevance of the 'Easterlin Hypothesis' and the 'New Home Economics' to Fertility Movements in Great Britain. **Population Studies**, 1979, 33 (1), p. 39-58.
- Frinking, G.A.B. (1981),  
 De invloed van recente veranderingen in de wetgeving op het aantal echtscheidingen in Nederland. **Bevolking en Gezin**, 1981 (2), p. 163-178.
- Frinking, G.A.B. (1982),  
 Gezinnen in veelvoud. **Sociale Wetenschappen**, 1982, 25 (2), p. 105-121.
- Frinking, G.A.B., F.W.A. van Poppel,  
**Nuptialiteit in Nederland**. Interimrapport Censusmonografie, SISWO, Amsterdam, 1976.
- Fulop, M.,  
 A brief Survey of the Literature in the Economic Analysis of Marriage and Divorce. **The American Economist**, 1980, 24 (2), p. 12-18.
- Höhn, C.,  
 Rechtliche und demografische Einflüsse auf die Entwicklung der Ehescheidungen seit 1946. **Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft** 1980, 6 (3/4), p. 335-371.
- Huber, J., G. Spitze,  
 Considering Divorce: an Expansion of Becker's Theory of Marital Instability. **American Journal of Sociology**, 1980, 86 (1), p. 75-89.
- Johnston, J.,  
**Econometric Methods**, McGraw-Hill Book Company, New York, 1972 (2nd edition).
- Keilman, N.,  
 Bevolkingsprognose: nu en in de jaren zestig. **Maandstatistiek van Bevolking**, 1982, 30 (6), p. 12-23.



- Makabe, T.,  
Provincial Variations in Divorce Rates: a Canadian Case. **Journal of Marriage and the Family**, 1980, 42 (1), p. 171-176.
- Mott, F.L., S.F. Moore,  
**The socioeconomic Determinants and Shortrun Consequences of Marital Disruption**. Paper gepresenteerd op de jaarvergadering van de Population Association of America te St. Louis, 20-22 april 1971. Geciteerd by Preston S.H. en McDonald J. The incidence of divorce within cohorts of American marriages constructed since the Civil War. **Demography**, 1979, 16 (1), p. 1-25.
- Nelissen, J., A. Vossen (1982),  
De korte termijn berekening in de bevolkingsprognostiek: grondslagen voor een model. **Bevolking en Gezin**, 1982 (3).
- Nelissen, J., A. Vossen (1983),  
Een korte termijn model voor de prognose van geboorten. **Bevolking en Gezin**, 1983 (1) (nog te verschijnen).
- Niphuis-Nell, M.,  
**Motivatatie voor ouderschap, een onderzoek naar de invloed van attitudes op het proces van gezinsvorming**. Van Loghum Slaterus, z.pl., 1981.
- Roussel, L. (1971),  
La nuptialité en France. Précocité et intensité suivant les régions et les catégories socio-professionnelles. **Population**, 1971, 26 (6), p. 1029-1055.
- Ryder, N.,  
**Cohort and period orientations to measurement of marital formation and dissolution**. Paper voor het IUSSP-congres 1981 te Manilla (sessie F.9.1), Luik, 1981, deel 1, p. 467-483.
- Santos, F.,  
The Economics of Marital Status; in Lloyd, C.B. (ed) **Sex, Discrimination and the Division of Labor**. New York, Columbia University Press, 1975.